

REVISTA INTERNACIONAL DE SOCIOLOGÍA (RIS)
Vol. LXV, nº 48, SEPTIEMBRE-DICIEMBRE, 55-74, 2007
ISSN: 0034-9712

¿SON DIFERENTES LAS UNIONES CONSENSUALES Y LOS MATRIMONIOS?

Comparación de los censos españoles de población de 1991 y 2001*

ARE COHABITING AND BEING MARRIED DIFFERENT?
Comparing 1991 and 2001 Spanish Population Censuses

PAU MIRET GAMUNDI

Universidad Autónoma de Barcelona. España
Pau.Miret@uab.es

RESUMEN

La pregunta que se plantea en este artículo es si existe en España una distinción entre las parejas jóvenes que se encuentran conviviendo en unión consensual y aquéllas que lo hacen legalmente casadas (variable dicotómica). Las fuentes de datos utilizadas son los censos de población de 1991 y de 2001. Se analiza el rango de edades 20-39 años. Se utiliza como técnica estadística la regresión logística. Se calcula un modelo por separado entre los sexos y para cada uno de los momentos temporales analizados. En conclusión, se observa que la cohabitación tiene unas características muy diferentes al matrimonio, pues los cohabitantes tienen menos hijos, son más jóvenes, presentan mayor distancia de edad entre miembros de la pareja, residen en mayor medida en una vivienda de alquiler, siguen en mayor medida un modelo en que sólo la mujer trabaja o no trabaja ninguno de los miembros de la pareja, tienen mayor nivel de instrucción y presentan una mayor heterogeneidad.

PALABRAS CLAVE ADICIONALES

Censos, Cohabitación, España, Juventud, Pareja.

ABSTRACT

The objective of this paper is to establish whether there are socio-demographic differences between young couples who are cohabiting and those who are married in Spain. Data sources are the 1991 and 2001 population censuses. The age range is 20-39 years. As the dependent variable is a binary variable (cohabiting versus being married), logistic regression will be used for the analysis. A separate model for each sex and for each year is estimated. Based on the results, it is observed that on average cohabitators have different characteristics than those who are married. Cohabiting couples have fewer children, are younger and show a higher age gap between the partners. Consensual unions are more likely to rent a dwelling. They present a higher proportion where just the woman is working or both partners are not working. They also have higher educational attainment and greater educational differences between the partners. While the structure of the cohabiting population has changed substantially between 1991 and 2001, the model has not.

ADDITIONAL KEYWORDS

Censuses, Cohabitation, Partnership, Spain, Youth.

* Este trabajo se ha beneficiado de la ayuda a Proyectos de Investigación del Ministerio de Ciencia y Tecnología para los estudios sobre "Migraciones internas, constitución familiar y empleo: dinámicas temporales y territoriales" (referencia SEJ2004-01534). Agradezco a la evaluación anónima sus útiles comentarios, que han sido incorporados en su totalidad en este artículo.

INTRODUCCIÓN

En los últimos años, en España, se ha producido un notable incremento en el número de parejas no constituidas mediante matrimonio, sino por unión consensual. Sin embargo, en comparación con lo que ocurre en otros países occidentales, la unión consensual tiene una presencia relativamente reducida (Meil, 2003).

En este artículo, el interés radica no en constatar las características de la población en general, sino las de los jóvenes españoles en particular. Se va a circunscribir la "juventud" a un determinado rango de edades, aunque es complicado establecer hoy en día qué se entiende por tal. La consideración aquí será que el período juvenil se inicia a los 20 años (un inicio algo tardío, pensarán algunos, pero es la edad en que las situaciones de convivencia en pareja comienzan a ser significativas) y finaliza a los 39 años de edad (algo excesivo, tal vez, pero corren tiempos de extensión de las etapas vitales).

Estos cambios sociales se pueden estudiar a través de la información proporcionada por los censos de población. Así, el censo de 1991 fue el primero que, además de recoger el estado civil de las personas conviviendo en un mismo hogar, registró si un individuo se encontraba inserto en una relación de pareja. La variable ha vuelto a incluirse en el censo de 2001. No obstante, no se reflejó en ninguna de estas fuentes si la convivencia en pareja se enmarcaba en una unión consensual o en un matrimonio. En este artículo, para distinguir entre uno y otro, se asumirá que si en una pareja que convivía en el mismo hogar, el estado civil de ambos miembros era el de "casados", éstos se encontrarían unidos por matrimonio; de no ser así (algunos de ellos estarían solteros, separados, divorciados o viudos), se encontrarían cohabitando en unión consensual fuera del matrimonio.

La pura descripción de los datos nos informa que en 1991 un 53,9% de la población de entre 20 y 39 años convivía en pareja, de la cual un 4,0% no estaba unida por un vínculo matrimonial. El censo de 2001 nos informa de cómo han cambiado las cosas en una década: entonces convivía en pareja un 41,7% de la población de 20-39 años y, entre las parejas, la unión consensual había alcanzado un 12,2%, es decir, la cohabitación fuera del matrimonio se había multiplicado por tres respecto a 1991. De ahí que se hablara de la fuerte irrupción de la unión consensual entre los jóvenes, aunque aún constituía un fenómeno muy minoritario, pues, por otra parte, en 2001 se observó que un 87,8% de las parejas en que alguno de sus miembros tenía entre 20 y 39 años estaban legalmente casadas.

Así, tomando como unidad de investigación no los individuos sino las parejas, se pretende desvelar si existe alguna diferencia entre los jóvenes que convivían en unión fuera del matrimonio y los que lo hacían en el interior de esta institución social. La intención de este artículo es descubrir si alguna de las razones que se apuntan como responsables del aumento de la cohabitación contiene elementos de verosimilitud suficientes, en el caso particular de España. Pero ¿cuáles son estas razones?

PAUTAS OBSERVADAS E HIPÓTESIS

Una de estas razones tiene que ver con los cambios que experimenta la división del trabajo en el interior de la pareja. En España, en 1991, entre el total de parejas en las que algún miembro tenía entre 20 y 39 años de edad, en un 32,2% ambos componentes estaban laboralmente ocupados (una aproximación a lo que se denomina “parejas de doble ingreso”), en un 59,7% sólo lo estaba uno de ellos (el “cabeza de familia”) y en un 8,1% no lo estaba ninguno (pues ambos eran estudiantes o estaban en otra situación de inactividad o de desempleo). Estos valores generales observados respondían a la situación de las parejas casadas, pero eran significativamente diferentes entre las uniones consensuales. En efecto, entre estas últimas, en 1991, el porcentaje de doble ingreso era diez puntos porcentuales mayor (41,2%), el de ingreso único quince puntos menor (43,4%) y el porcentaje con ambos miembros inactivos o desempleados era entre las parejas en unión consensual el doble que entre las parejas casadas (15,4%). En definitiva, según datos de 1991, del comportamiento de los cohabitantes se infería no sólo que huían de la institución del matrimonio como marco de la convivencia en pareja, sino que además mostraban en su seno una mayor igualdad de roles en relación con la actividad laboral de sus miembros, aunque el modelo no fuera extremado en este sentido, pues había una proporción muy substancial de parejas cohabitantes con ingreso único. Además, se daba entre ellas una mayor precariedad económica, ya que era más elevada la proporción de situaciones en las que ningún miembro de la pareja estaba trabajando.

Diez años más tarde, en 2001, las parejas en que alguno de sus miembros tenía entre 20 y 39 años se distribuían casi mitad y mitad entre aquéllas en que ambos estaban ocupados (46,1%) y aquéllas en que sólo lo estaba uno de sus componentes (47,2%); en el 6,7% restante ambos miembros de la pareja se encontraban en situación de inactividad o desocupación. De nuevo, estos valores reflejaban la realidad de las parejas casadas, pero eran significativamente diferentes a los registrados entre las uniones consensuales, pues entre éstas el porcentaje de doble ingreso era cinco puntos superior (51,5%) y el de ingreso único ocho puntos inferior (38,9%). Además, entre las cohabitantes fuera del matrimonio, en 2001, el porcentaje de parejas en las que ambos miembros estaban inactivos o desocupados era tres puntos superior a la pauta general (en concreto, del 9,6%).

En definitiva, entre el conjunto de las parejas jóvenes el modelo de doble ocupación se había incrementado en catorce puntos porcentuales (disminuyendo el de la estricta división social del trabajo en el interior de la pareja en casi la misma cantidad) y la distancia entre unión consensual y matrimonio respecto a la actividad laboral de sus miembros se había reducido notablemente. No obstante, la unión consensual continuaba mostrando una mayor igualdad en los roles respecto a la actividad en el interior del hogar. Además, en las uniones consensuales seguía existiendo mayor precariedad económica que en las parejas casadas. Es decir, se estaba muy lejos aún de alcanzar un modelo de familia igualitaria entre sexos respecto a su actividad laboral (ambos miembros trabajando), pues el modelo complementario (hombre ocupado, mujer ama de casa) era a principios del siglo XXI mayoritario en España entre las

parejas jóvenes¹. De hecho, aunque no será posible tratarlo con los datos censales, son muchas las investigaciones que enseñan que también se ha dado un cambio en la distribución de las tareas domésticas en el seno de la pareja, no quedando muy claro si la unión consensual presenta un modelo diferente o no (Meil, 1999; Durán, 2000).

Al tratarse de un análisis transversal no será posible descubrir la razón profunda que conlleva la elección de formar una unión consensual en lugar de un matrimonio. Así, por ejemplo, la tesis de la secularización explicaría el porqué del aumento de los matrimonios exclusivamente civiles frente a los religiosos, pero éste no es el tema que aquí nos ocupa. Por el contrario, el caso de la unión consensual es el de la desinstitucionalización del matrimonio (Roussel, 1989)², pues se trata de una unión que se convoca al margen tanto de la Iglesia como del Estado. Pero la unión de hecho puede constituirse como una alternativa al matrimonio, como una fase previa al mismo (un “matrimonio a prueba”) o incluso como una imposición debida a las circunstancias exteriores (como pueda ser la prohibición de casarse a las parejas homosexuales, que regía cuando se realizaron los censos de 1991 y de 2001, pues la reforma del Código Civil que abrió las puertas al matrimonio del mismo sexo se ha dado en 2005).

Algunas investigaciones sugieren que entre los jóvenes el modelo más extendido es el del “matrimonio a prueba”, pues al cabo del tiempo la inmensa mayoría de las parejas cohabitantes se habían separado o se habían casado (Meil, 2003: 91-99). Se percibe también que “las parejas de hecho se casan fundamentalmente por los mismos motivos por los que se casan quienes deciden no iniciar una convivencia de hecho sino de derecho, a saber: porque así aseguran sus inversiones materiales y sociales en el proyecto en común” (Meil, 2003: 94).

En general, lo que sí se observa entre los cohabitantes es una mayor *homogamia educativa* (Alberdi, Flaquer e Iglesias, 1994), mayor igualdad en los papeles dentro del mercado de trabajo, menor fecundidad (Baizán y Billari, 2003) y menor propensión a adquirir la vivienda en la que se reside. Todos éstos serán elementos a los que se podrá prestar la necesaria atención en este trabajo. En resumen, las hipótesis a comprobar o desmentir en este artículo son cinco:

- *Hipótesis 1:* La cohabitación es un matrimonio “a prueba” que, en gran medida, se disuelve o transforma en matrimonio “de derecho” con el paso de los años.
- *Hipótesis 2:* Las parejas en las que ambos miembros están empleados son más proclives a la unión consensual que al matrimonio.
- *Hipótesis 3:* La cohabitación supone una mayor *homogamia educativa* entre sus miembros que el matrimonio.

¹ En definitiva, pese al llamativo incremento de la participación masculina en las labores domésticas, las tareas del hogar seguían siendo una responsabilidad mayoritariamente femenina (Toharia, 2004). Se llega a la misma conclusión respecto a la participación masculina en el cuidado de los hijos en Meil, 1997.

² En este sentido, su aumento se inscribe dentro del esquema interpretativo de la “Segunda transición demográfica” (véase Van de Kaa, 1987).

- *Hipótesis 4:* La cohabitación implica una menor fecundidad en su seno que en el matrimonio.
- *Hipótesis 5:* La cohabitación se relaciona más con el alquiler que con la propiedad de la vivienda.

METODOLOGÍA

De la base primaria de datos de las muestras de los censos de 1991 y de 2001 se han extraído los individuos que tenían entre 20 y 39 años y que, en el año observado, estaban conviviendo en pareja. Además, se han eliminado de la muestra aquellas parejas que cohabitaban porque no podían estar casadas, ya fuera porque se tratara de parejas homosexuales o de parejas en que sólo uno de los dos miembros mantuviera aún como estado civil el de casado. En total, la submuestra de 1991 se compone de 143.610 varones y 170.976 mujeres; y la de 2001 de 125.047 hombres y 153.087 mujeres. La razón de que no haya exactamente el mismo número de hombres que de mujeres estriba en que la mujer es normalmente algo más joven que su marido o pareja.

La variable objeto de estudio será dicotómica, con una categoría si se cohabita en unión consensual y otra complementaria si se está casado. Por medio de la regresión logística (véase para la descripción de esta técnica estadística Jovell, 1995) se dirimirá qué distingue a los jóvenes que residen en una situación de los que conviven en la otra. Por otro lado, las variables independientes en juego serán la siguientes:

1. La edad del individuo observado.
2. La diferencia de edad con su cónyuge o pareja.
3. La división en relación a la actividad laboral entre los miembros de la pareja (si ambos trabajan, si lo hace sólo uno o si ninguno está ocupado).
4. El nivel de instrucción del individuo observado.
5. Si se trata de una pareja homogama o heterógama respecto al nivel de instrucción y en qué sentido (computándose el número de grados educativos que separa a los miembros de la unión),
6. Número de hijos que conviven con la pareja.
7. Régimen de tenencia de la vivienda donde residen.

Se dividirá el análisis según sexo y año de observación, siendo éstas las variables de control. En el anexo estadístico, la tabla 1 presenta los resultados para 1991 y la tabla 2 los de 2001. En la primera columna se ofrece la estructura observada de cada variable independiente entre las parejas jóvenes (independientemente de que convivieran en unión consensual o en matrimonio). En la segunda se presentan la proporción de cohabitación entre las parejas una vez que el efecto de las otras variables ha sido controlado: en consecuencia, no se muestra aquí la proporción observada (que ya se ha presentado en el anterior apartado) sino el efecto neto de cada variable independiente

sobre la variable dependiente, a saber, la probabilidad de que la pareja estuviera en unión consensual. Finalmente, en tercer lugar, se presenta el nivel de significación estadística de las proporciones de unión consensual estimadas.

Como primer ejemplo de este proceso, en el análisis multivariable se estima la proporción de cohabitación en España para cada sexo en cada momento observado, una vez se han controlado las otras variables (es decir, eliminando la influencia de la estructura). (Véase para este procedimiento técnico Menacho, 2002). Es lo que se denomina técnicamente como “línea base”, a través de la que compararemos los valores obtenidos con cada una de las categorías de la variable dependiente. Se observa así que el nivel estándar de cohabitación en España en 1991 fue de 8,76% para los varones y de 7,28% para las mujeres (tabla 1), siempre —hay que repetir— dentro del rango de edades 20-39 años y una vez las otras variables independientes han sido controladas: es decir, se trata de porcentajes estandarizados. Estos valores que se habían incrementado notablemente en 2001, hasta alcanzar un 21,07% de los varones jóvenes que convivían en pareja y un 19,06% de las mujeres (tabla 2).

En definitiva, una vez controlados los cambios en la estructura entre sexos y entre años de observación, se puede afirmar, por un lado, que la cohabitación se multiplicó por 2,5 entre 1991 y 2001 entre las parejas jóvenes y, por otro, que en ambos momentos estuvo dos puntos porcentuales más presente entre los varones que entre las mujeres.

RESULTADOS

La edad de los miembros de la pareja

Ciertamente, para un mismo sexo y entre la población de entre 20 y 39 años que convivía en pareja, la estructura por edad había envejecido: entre los hombres, los mayores de 33 años tenían una presencia relativa mucho más importante en 2001 que en 1991; entre las mujeres, pasaba lo mismo para las mayores de 31 años (gráfico 1).

En todo momento, debe distinguirse entre estructura y modelo, pues son dos componentes básicos de lo observado en la realidad. Así, frente a la estructura por edad que se acaba de comentar, hay que preguntarse por el efecto de la edad sobre la cohabitación, es decir, debe inquirirse sobre cuál era la probabilidad a cada edad de que una pareja mantuviera una unión consensual en vez de un matrimonio.

En este último sentido (gráfico 2), para ambas fechas censales, antes de los 30 años era mucho más probable estar en unión consensual si se era varón que si se era mujer, sin observarse diferencias significativas entre sexos más allá de esta edad. Además, los modelos mostrados por hombres y mujeres en 1991 y en 2001 presentaban una pauta similar: la proporción de cohabitantes entre el total de parejas (controlado el efecto de las otras variables independientes) disminuía exponencialmente con la edad, pasando desde los 20 hasta los 39 años, en 1991, de un 22% a un 5% en el caso de los varones y de un 18% a un 4% en el caso de las mujeres, y en 2001, del 61% al 8% en los hombres y del

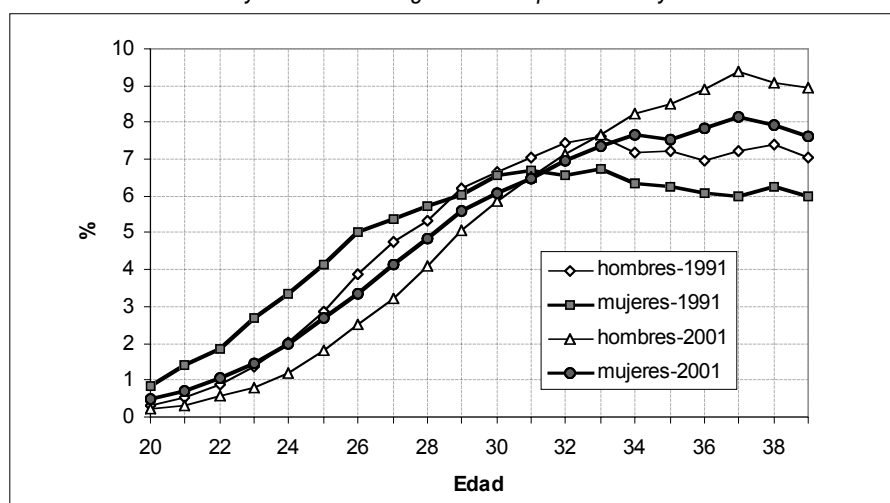
52% al 8% en las mujeres. En definitiva, la unión consensual era fundamentalmente una opción de juventud, estando cada vez menos presente cuanto más adelante se estaba en la biografía personal, hecho que subscribe la hipótesis de que en la cohabitación el componente de “matrimonio a prueba” o “matrimonio de juventud” era muy importante, pues bien parece que la unión consensual en gran parte no sobrevivía el paso de los años, ya fuera porque se disolvía o porque se transformaba en unión de derecho, mediante el matrimonio.

De la diferencia de edades entre los cónyuges

Respecto a la estructura observada, y tal y como viene siendo habitual en la población en general, la distribución de la diferencia de edad entre las parejas seguía una curva normal, con su máximo en el caso en que el marido era dos años mayor que la mujer (gráfico 3), y una distribución ligeramente sesgada hacia la mayor juventud de esta última (tal y como se ha comprobado en los análisis sobre homogamia matrimonial en España), (véase Esteve y Cortina, 2005).

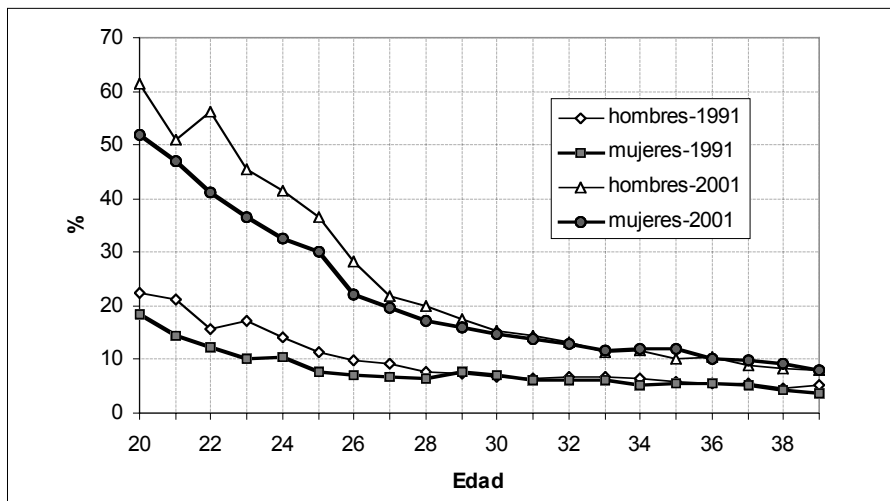
En relación con el modelo, para esta misma variable, las relaciones de consensualidad dibujaban una forma de U (gráfico 4), siendo la probabilidad de que la unión fuera consensual y no matrimonial mayor cuanto mayor era la distancia de edad que separaba a los miembros de la pareja, encontrándose el mínimo en el punto en que el varón era tres años mayor que la mujer. En conclusión, aunque no haya sido formulada como hipótesis en el apartado correspondiente, de este análisis se deriva que la heterogamia de edad era mucho más frecuente entre los cohabitantes que entre los matrimonios.

Gráfico 1.
Estructura por edad de los individuos conviviendo en pareja entre los 20 y los 39 años según sexo España. 1991 y 2001.



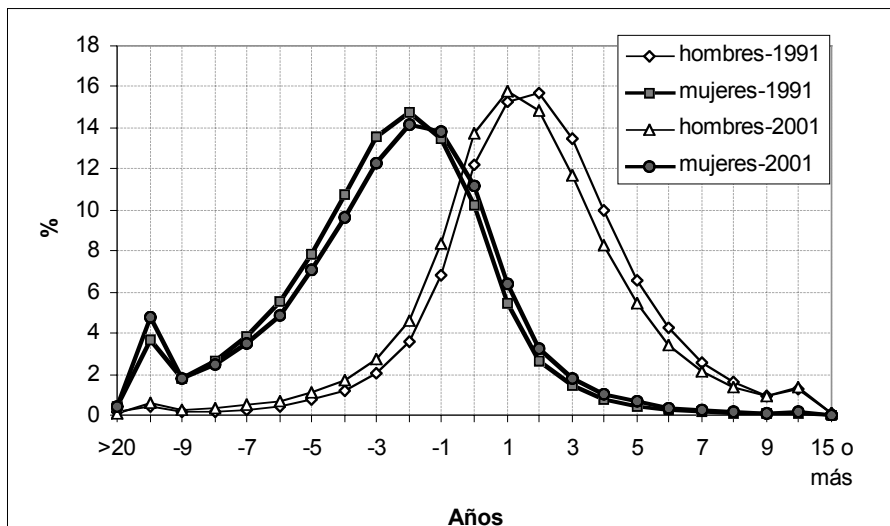
Fuente: tablas 1 y 2 del anexo estadístico.

Gráfico 2.
Proporciones de cohabitantes por edad según sexo. España, 1991 y 2001



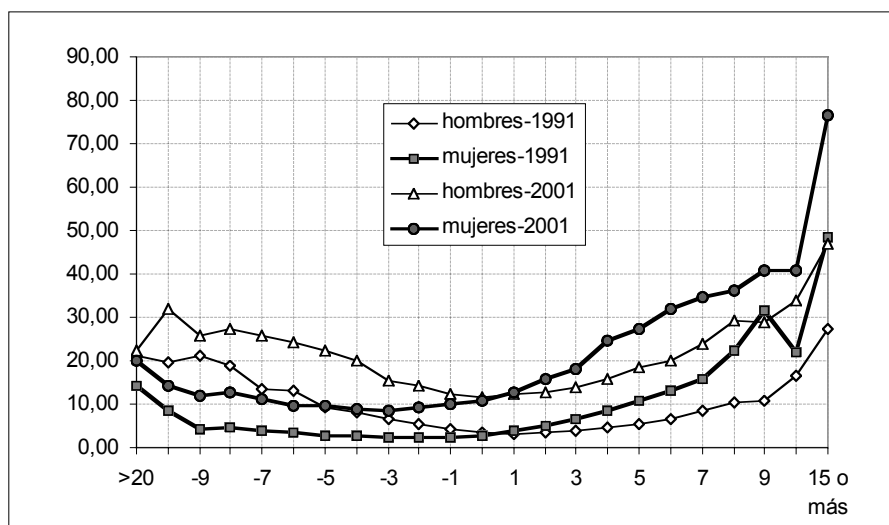
Fuente: tablas 1 y 2 del anexo estadístico.

Gráfico 3.
Estructura de la diferencia de edad entre las parejas según sexo. España, 1991 y 2001



Fuente: tablas 1 y 2 del anexo estadístico.

Gráfico 4.
*Proporciones de cohabitantes por distancia de edad entre los cónyuges
 según sexo, España, 1991 y 2001.*



Fuente: tablas 1 y 2 del anexo estadístico.

Relación con el mercado de trabajo de los miembros de la pareja

La estructura de ocupación de las parejas españolas jóvenes se prestaba a una interpretación diáfana, como se presenta al inicio de este artículo, donde se describen las variables independientes.

Una vez controladas las otras variables independientes que se incluyen en el modelo explicativo de la cohabitación, se puede concluir que, tanto en 1991 como en 2001, en España, la pauta económica en que ambos miembros de la pareja estaban trabajando no se asociaba especialmente a la cohabitación. Por el contrario, los porcentajes de los casos en que ambos miembros de la pareja trabajaban eran ligeramente inferiores entre los cohabitantes que entre el total de la población que convivía en pareja (la línea base), aunque la diferencia fuera en general reducida. Además, esta distancia se había incrementado de 1991 a 2001; es decir, a pesar de lo observado, el análisis multivariable mostraba que la unión consensual no era el marco elegido por las parejas jóvenes en que ambos miembros trabajaban.

Además, los porcentajes que eran significativamente mucho más reducidos entre los cohabitantes que en las parejas en general correspondían a los casos en que el varón era el “garante del pan”, es decir, donde sólo el hombre se encontraba ocupado. Una distancia que también se había incrementado en 2001 con respecto a 1991. De hecho, la probabilidad de estar cohabitando si se afirmaba que en la pareja sólo trabajaba él fue

de un 4-5% en 1991 (frente al 7-9% en la población en general) y del 14-15% en 2001 (frente al 19-21% de la población en general).

En contraste, las pautas que adquirirían protagonismo destacado en la unión consensual eran aquellas en las que sólo la mujer de la pareja estaba ocupada o en las que no lo estaba ninguno de los componentes de la misma (tablas 1 y 2), pues el primer caso supuso una probabilidad de estar cohabitando cuatro puntos porcentuales mayor que la línea base en 1991 (en concreto, del 10-12%) y ocho puntos mayor en 2001 (en concreto, del 26-27%) y, en el segundo, también de cuatro puntos más en 1991 (10-11%) reduciéndose a tres puntos en 2001 (22-23%).

En conclusión, las uniones consensuales, tomando como referencia la división de género en relación a la actividad eran, en España, tanto en 1991 como en 2001, refugio de aquellas pautas en que sólo la mujer trabajaba o ningún miembro de la pareja tenía trabajo, pues ambos eran inactivos o desempleados, es decir, estaban en situaciones de precariedad laboral.

Nivel de instrucción

El aumento de la escolarización es continuo en España incluso para las generaciones más jóvenes, para las que la buena situación económica podría, en principio, hacer menos atractiva la permanencia en el sistema educativo (Toharia, 2004). En consecuencia, el nivel de instrucción en España se ha incrementado de manera sustantiva y progresiva (Baizán et al, 2003). Sin embargo, de manera preocupante, casi un 10% de la población de entre 20 y 39 años que convivía en pareja en 1991 no disponía en su haber de ningún tipo de educación formal, un porcentaje que, no obstante, había disminuido a un 3% en 2001. Además, alrededor de un 60% de los jóvenes españoles que convivía con su pareja en 1991 tenía estudios primarios, aunque una buena parte de ellos aún no había alcanzado a completarlos. En contraste, la educación primaria abarcaba a la mitad de la población en pareja en 2001 (10 puntos porcentuales menos que en 1991 que, de manera complementaria, habían pasado a engrosar las filas de aquéllos con educación por encima de la primaria) y la mayoría de ésta sí que los había completado con éxito. Un 20% tenía estudios secundarios en 1991, valor que se incrementó hasta un 30% en 2001; en ambos años la mitad de ellos en forma de Formación Profesional y la otra mitad en forma de Bachillerato. Finalmente, en 1991, otro decil entre las parejas tenía como mínimo un miembro con educación universitaria, incrementándose en 2001 hasta un 15% para los hombres y hasta un 20% en las mujeres. Es decir, ciertamente, con respecto a la educación superior (aun restringiendo la observación a la población que convivía en pareja), eran mucho más exitosas las mujeres que los varones, pues aunque llegaban a carreras de segundo grado en una proporción similar unos y otras (un 10%), la carreras de primer grado (diplomaturas) se daban más entre las mujeres (en un 10%) que entre los hombres (6%).

Las características educativas de la población que elegía convivir en unión consensual en lugar de en matrimonio fueron compartidas en gran medida por hombres y mujeres: no se daba en consecuencia un claro efecto diferencial por género en la probabilidad de estar cohabitando según nivel de instrucción.

En 1991 la categoría que destacó en mayor medida fue la ofrecida por los analfabetos, en tanto en cuanto tal falta de instrucción estuvo asociada a una probabilidad de estar cohabitando cinco puntos porcentuales por encima del total de la población en pareja. En contraste, ser alfabeto pero no haber completado la primaria supuso una probabilidad de ser cohabitante dos puntos porcentuales menor que el nivel general, así como un punto y medio menor para los “sin estudios” y un punto menor para aquellos y aquellas que habían terminado la primaria o las mujeres con una Formación Profesional de primer grado. Por el contrario, la probabilidad de estar cohabitando era mayor entre aquellos y aquellas con bachillerato y entre las mujeres con una Formación Profesional de segundo grado, pero en este caso las distancias eran de menor cuantía, en concreto, un punto porcentual por encima de la línea base (tabla 1).

Así, con respecto a los estudios y su relación con la cohabitación, en 1991 la pauta no estaba nada clara. Sin duda, el analfabetismo (muy poco presente en la estructura de la población en 1991) estaba fuertemente relacionado con la unión consensual, pero era una asociación aislada en el continuo educativo. Más allá de este nivel de instrucción se observa una pauta con un difuso componente de género, pues el modelo en que a mayor instrucción, mayor probabilidad de estar cohabitando, estaba más presente entre los varones que entre las mujeres.

El modelo quedó clarificado en 2001 (tabla 2), pues entonces se afianzó la pauta según la cual un mayor nivel de instrucción suponía una ligera mayor probabilidad de estar cohabitando en vez de estar unido en matrimonio (una vez controladas las otras variables utilizadas en el modelo), independientemente del sexo considerado. Con todo, la importancia efectiva de esta variable era casi imperceptible.

Pero no era ésta la variable que surgía en las hipótesis iniciales, sino la de la homogamia educativa y su mayor relación con la cohabitación.

Grado de homogamia educativa en la pareja

La homogamia educativa disminuyó entre las parejas en los dos momentos censales investigados. Así, mientras que en 1991 un 74% de las parejas, los dos miembros tienen el mismo nivel educativo, en 2001 este porcentaje se redujo a un 68%, aumentando del 19 al 24% en aquellas parejas en que los componentes tenían dos o tres grados de diferencia en su nivel instrucción, y de 7 al 8% las que presentaban una distancia de cuatro o más grados.

De hecho, el modelo de la homogamia educativa, que aparecía tímidamente para el censo de 1991, se presentaba en 2001 plenamente consolidado, aunque iba en sentido contrario a la hipótesis enunciada al principio de este artículo. De hecho, la cohabitación estaba ligeramente menos presente en las parejas homógamas que en las heterógamas, es decir, menos presente en aquellas en que hombre y mujer tenían un nivel de instrucción equivalente y más cuanto mayor era la distancia educativa. En concreto, mientras que en 1991 la probabilidad de que una pareja fuera cohabitante era medio punto porcentual inferior entre las parejas homógamas que en el total de parejas, en 2001 esta diferencia

había alcanzado los dos puntos. Por el contrario, la cohabitación entre las parejas más heterógamas era claramente superior a la línea base: así, en 2001, la diferencia era de 2,4 puntos porcentuales entre los varones y de 1,6 entre las mujeres (tabla 2).

Hijos en casa

En la muestra que se está utilizando para el censo de 1991, de la población entre 20 y 39 años que convivía en pareja, casi un 20% no tenía hijos residiendo en casa, un 30% tenían uno, un 40% dos y un 15% tres o más. Como se sabe, la fecundidad en España se encuentra en muy bajos niveles desde la década de los ochenta (Delgado, 1993), aunque ha venido incrementándose desde 1997, tímida y progresivamente (Delgado, 2002; Miret y Cabré, 2005). No obstante, esta recuperación no se apreció entre los y las menores de 39 años viviendo en pareja y así, para el censo de 2001, las parejas jóvenes sin hijos se habían incrementado hasta un 30% (diez puntos más que diez años atrás). Tener sólo un hijo continuaba anclado en un 30% del total de parejas, se había reducido en cinco puntos porcentuales el porcentaje que tenía dos hijos (en 2001 era de un 35% de las uniones) y a la mitad aquellas con tres o más (7%). En conclusión, con todo, “la parejita” continuaba siendo la situación preferida de las parejas jóvenes. Pero en este apartado se quisiera contrastar hasta qué punto esta fecundidad ha estado enmarcada en el seno de la institución del matrimonio o lo ha hecho también por la unión consensual.

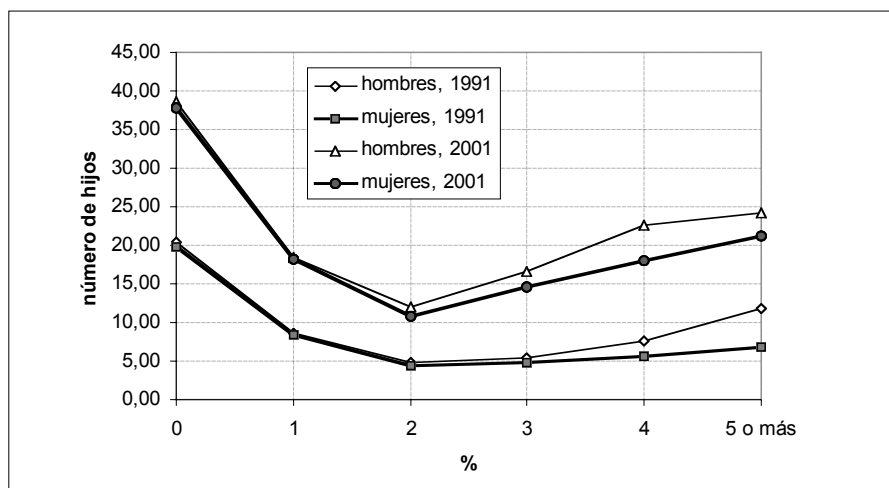
Claramente, la probabilidad de no tener hijos residiendo en casa entre los cohabitantes era superior a la de los casados. De hecho, la probabilidad de que una pareja sin hijos fuera cohabitante era de un 20% en 1991 y del 38% en 2001, porcentajes que doblaban la probabilidad general de ser cohabitante en 1991 y que continuaban siendo extraordinariamente superiores a la línea base en 2001. Una probabilidad que iba disminuyendo a medida que se consideraba una mayor cantidad de hijos conviviendo en casa hasta el segundo hijo (gráfico 5), de manera que con un hijo la misma era del 8,5% en 1991 y del 18% en 2001 (en este último año, el valor era significativamente inferior a la línea base) y con dos hijos del 5% en 1991 y del 11% en 2001. En conclusión, se comprueba la hipótesis lanzada en la introducción, a saber: a mayor número de hijos, menor probabilidad de estar en unión consensual en vez de estar en matrimonio.

No obstante, para aquellos con tres hijos o más la tendencia se invertía (gráfico 5), de manera que la probabilidad de estar cohabitando y tener cinco hijos (situación en que estaban apenas un 1% del total de parejas) era, con excepción de lo observado para las mujeres en 1991, superior a la línea base. De todas formas, este hecho no invalida la hipótesis inicial: la cohabitación está relacionada con un menor número de hijos que el matrimonio.

Tenencia de la casa

En general, el régimen de propiedad es mucho más afín a la sociedad española que el de alquiler, incluso entre los más jóvenes. Así, en 1991, entre el total de parejas

Gráfico 5.
*Proporciones de cohabitantes por número de hijos en el hogar,
 según sexo. España, 1991 y 2001*



Fuente: tablas 1 y 2 del anexo estadístico

(con miembros entre 20 y 39 años) prácticamente un 40% residía en una vivienda en propiedad plenamente pagada y casi un 30% en una propiedad para las que aún estaban pagando una hipoteca. En contraste, casi un 20% de las parejas jóvenes residían en alquiler. Cabe destacar también que en un substantivo 14% de los casos la vivienda había sido facilitada por familiares (5%), por el trabajo (2%) o heredada (7%). La importancia de la propiedad se había endurecido un poco en 2001, aunque había aumentado sobremanera la presencia de hipotecas: así, mientras que un 25% tenía la vivienda en propiedad sin pagos pendientes, un 50% la había comprado pero aún estaba pagando la hipoteca. Además, el alquiler alcanzaba un 13% (siete puntos porcentuales menos que en 1991), la herencia o donación un 5% y la cesión un 4%. De nuevo, estos porcentajes se reflejaban entre los unidos en matrimonio pero eran abruptamente diferentes entre los cohabitantes.

De hecho, la cohabitación estaba estrechamente vinculada al alquiler y así, en 1991, la probabilidad de que las parejas jóvenes en unión consensual estuvieran alquilando una vivienda amueblada era de un 23% entre los varones y del 20% entre las mujeres (dos veces y media la línea base), y en 2001, el alquiler (en este censo no se distinguía si la casa estaba amueblada o no) alcanzaba un 38% de los varones y un 34% de las mujeres, porcentajes que casi doblaban a los de cohabitación entre el total de parejas.

CONCLUSIONES

La cohabitación en España se presenta como un fenómeno muy distinto del matrimonio. Además, el modelo que describe esta diferencia ha permanecido estable entre 1991 y 2001, es decir, las variables que distinguían la unión consensual del matrimonio tuvieron un efecto similar en ambos momentos temporales. Sin embargo, tanto la estructura de la población como la presencia de la cohabitación en España habían cambiado substancialmente entre 1991 y 2001.

De manera fundamental, ello tiene que ver con el número de hijos en su seno, pues las parejas jóvenes en unión consensual tenían significativamente menos hijos que aquellas en matrimonio, lo que no había cambiado entre 1991 y 2001. En concreto, como media, las mujeres casadas de entre 20 y 39 años tenían 1,6 hijos coresidentes en 1991, pero entre las cohabitantes esta cifra era de 0,9; valores que en 2001 eran respectivamente de 1,3 y 0,6. De nuevo, se verifica aquí la hipótesis de la fecundidad diferencial.

En segundo lugar, cabe destacar que la unión consensual tiene un fuerte componente de edad, pues es una opción de mayor importancia cuanto más jóvenes son los miembros de la pareja. En conclusión, la primera hipótesis formulada, que presentaba la cohabitación como un matrimonio a prueba, no ha podido ser falsada y continúa vigente. Además, para una edad dada, la cohabitación creció substancialmente en 2001 respecto a 1991, más cuanto más joven se era (lo que sustenta aún más la hipótesis del matrimonio a prueba) y, además, entre los menores de 30 años fue siempre mayor para los varones que para las mujeres. Así, en el año 2001, entre los cohabitantes (de entre 20 y 39 años) la media de edad era de 30,8 años entre los hombres y de 26,6 años entre las mujeres, bastante más joven que los 33,6 y 32,9 años respectivamente observados entre los casados.

Por otro lado, la relación de edades entre hombre y mujer también influía de manera importante en el hecho de haber formado una unión consensual en vez de un matrimonio. Así, la parejas cohabitantes eran más probables cuanto mayor era la distancia en la edad de los miembros de la pareja, con una relación que se tornaba exponencial a partir de la distancia en que la mujer era un año menor que el hombre.

También se ha verificado la hipótesis de que las uniones consensuales tienen una probabilidad mayor de alquilar que los matrimonios. Pudiera ser que ello esté relacionado con un sentimiento de inestabilidad en la relación consensual, pero también podría deberse a que mientras la boda implica unas potentes transferencias monetarias que facilitan la compra de un piso, en la formación de una unión consensual apenas se aprecia flujo de dinero.

Sin duda, la afirmación contenida en la segunda hipótesis es falsa, puesto que la cohabitación entre las parejas en que ambos miembros estaban ocupados era menor que en la población en general. Por el contrario, la hipótesis alternativa, sacada a relucir en este análisis, afirma que la cohabitación acoge el modelo de división de género inverso al tradicional (pues sólo la mujer estaba ocupada) o de precariedad laboral (pues no trabajaba ninguno de los miembros de la pareja).

Aunque no se había establecido como hipótesis inicial, el nivel de instrucción aparece como una variable importante asociada a la elección de la cohabitación, cuanto menos con los datos de 2001: a mayor grado educativo, mayor probabilidad de estar en unión consensual en vez de convivir en matrimonio.

Además, la hipótesis de que la cohabitación se asocia a una mayor homogamia educativa también ha quedado descartada. La alternativa es la correcta: a mayor heterogamia, mayor probabilidad de unión consensual entre las parejas.

Sin embargo, se destaca que, en general, tanto el nivel de instrucción del individuo como el grado de homogamia educativa en el interior del matrimonio aparecen en los modelos como las variables menos explicativas en la probabilidad de estar residiendo en unión consensual en vez de en matrimonio.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALBERDI, I., LL. FLAQUER y J. IGLESIAS DE USSEL (1994), *Parejas y matrimonios. Actitudes, comportamientos y experiencias*, Madrid, Ministerio de Asuntos Sociales.
- BAIZÁN, P., F. MICHIELIN y F. BILLARI (2002), "Political economy and lifecourse patterns: the heterogeneity of occupational, family and household trajectories of young Spaniards", *Demographic Research*, nº. 6, article 8, pp. 189-240.
- BAIZÁN, P., A. AASSVE y F. BILLARI (2003), "Cohabitation, Marriage and First Birth: The interrelationship of Family Formation Events in Spain", *European Journal of Population*, nº 19, pp. 147-169.
- DELGADO, M. (1993), "Cambios recientes en el proceso de formación de la familia", *Revista Española de Investigaciones sociológicas*, nº 64, pp. 123-153.
- (2002), "La fecundidad en España a fines del siglo XX", *Sistema*, nº 175-6, pp. 87-112.
- DURÁN, M. A. (2000) (dir), *La contribución del trabajo no remunerado a la economía española: alternativas metodológicas*, Madrid, Instituto de la Mujer, colección Estudios, nº 63.
- ESTEVE, A. y C. CORTINA (2005), "Homogamia educativa en la España contemporánea: pautas y tendencias", *Papers de demografia*, nº 257.
- JOVELL (1995), *Análisis de regresión logística*, Madrid, Centro de Investigaciones Sociológicas.
- MEIL, G. (1997), "La participación masculina en el cuidado de los hijos en la nueva familia urbana española", *Papers*, núm. 53, pp. 77-99.
- (1999), *La postmodernización de la familia española*, Madrid, Acento.
- (2003), *Las uniones de hecho en España*, Madrid, Centro de Investigaciones Sociológicas y Siglo XXI.
- MENACHO, T. (2002), *Los tipos de estandarización en demografía. Aplicación al estudio de las diferencias regionales de la actividad y desempleo en España, 1990-2000*, Memoria de investigación de tercer ciclo, Departament de Geografia, Universitat Autònoma de Barcelona, mimeo.

MIRET, P. y A. CABRÉ (2005), "Pautas recientes en la formación familiar en España: Constitución de la pareja y fecundidad", *Papeles de Economía Española*, nº 104, pp 17-36.

ROUSSEL, L. (1989), *La famille incertaine*, París, Odele Jacob.

TOHARIA, L. (2004), "Estructura demográfica y actividades de las personas", en Leal, J. (coordinador), *Informe sobre la situación demográfica en España*, Madrid, Fundación Abril Martorell.

VAN DE KAA, D. (1987), "Europe's Second Demographic Transition", *Population Bulletin*, vol. 42, nº 1, Population Reference Bureau, Washington.

RECIBIDO: 27/04/05

ACEPTADO: 6/04/2006

ANEXO ESTADÍSTICO

Tabla 1.

Estructura y probabilidad de cohabitación en España, 1991, según sexo

VARIABLES		HOMBRES %	Probabilidad cohabitación	sig.	MUJERES %	Probabilidad cohabitación	sig.
EDAD		100,00	8,76	***	100,00	7,28	***
	20	0,30	22,44	***	0,85	18,27	***
	21	0,53	21,08	***	1,39	14,37	***
	22	0,86	15,71	***	1,86	12,25	***
	23	1,36	17,09	***	2,67	9,99	***
	24	2,03	14,01	***	3,34	10,29	***
	25	2,87	11,47	***	4,16	7,66	ns.
	26	3,87	9,69	*	5,03	7,17	ns.
	27	4,75	9,35	ns.	5,36	6,75	ns.
	28	5,35	7,79	**	5,72	6,40	**
	29	6,23	7,34	***	6,05	7,55	ns.
	30	6,67	6,71	***	6,58	7,07	ns.
	31	7,04	6,44	***	6,71	6,22	***
	32	7,47	6,71	***	6,58	6,18	**
	33	7,62	6,64	***	6,76	6,28	**
	34	7,19	6,38	***	6,36	5,24	***
	35	7,24	5,76	***	6,28	5,64	***
	36	6,95	5,57	***	6,08	5,64	***
	37	7,22	5,55	***	6,01	5,35	***
	38	7,39	4,69	***	6,24	4,44	***
	39	7,05	5,07	***	5,98	3,74	***
EDAD CÓNYUGUES	más de 20 años menos	0,19	21,18	***	0,44	14,34	***
	entre 10 y 20 menos	0,41	19,73	***	3,70	8,56	***
	-9	0,13	21,09	***	1,76	4,34	***
	-8	0,20	18,83	***	2,62	4,80	***
	-7	0,29	13,54	***	3,81	3,78	***
	-6	0,45	13,02	***	5,58	3,28	***
	-5	0,75	9,29	ns.	7,83	2,79	***
	-4	1,20	7,90	ns.	10,78	2,73	***
	-3	2,05	6,63	***	13,58	2,35	***
	-2	3,56	5,45	***	14,78	2,35	***
	-1	6,85	4,22	***	13,52	2,43	***
	0	12,20	3,37	***	10,26	2,88	***
	1	15,25	3,08	***	5,44	3,73	***
	2	15,70	3,31	***	2,66	5,19	***
	3	13,51	3,70	***	1,42	6,68	ns.
	4	9,94	4,66	***	0,77	8,51	ns.
	5	6,60	5,32	***	0,46	10,81	***
	6	4,24	6,59	***	0,23	13,21	***
	7	2,58	8,28	ns.	0,15	15,77	***
	8	1,62	10,23	*	0,08	22,27	***
	9	0,93	10,60	*	0,05	31,56	***
	entre 10 y 14 años más	1,25	16,70	***	0,08	21,86	***
	15 o + años de diferencia	0,10	27,31	***	0,02	48,65	***

Tabla 1. *Continuación*

VARIABLES		HOMBRES %	Probabilidad cohabitación	sig.	MUJERES %	Probabilidad cohabitación	sig.
	Ambos ocupados	32,60	8,06	***	31,79	6,76	***
	Ego ocupado	56,41	4,93	***	2,90	10,38	***
	El otro ocupado	2,90	12,37	***	57,40	4,07	***
	Ninguno ocupado	8,08	11,71	***	7,91	9,63	***
NIVEL INSTRUCCIÓN	Analfabeto	0,29	15,32	***	0,54	11,80	***
	Sin estudios	7,13	7,12	***	8,79	6,10	***
	Primaria incompleta	32,27	6,29	***	34,40	5,69	***
	Primaria completa	26,01	7,14	***	26,98	5,93	***
	FPI	5,67	7,86	*	5,33	6,03	***
	FPII	6,39	8,31	ns.	4,12	7,93	ns.
	Bachillerato	10,69	9,77	**	9,39	8,20	***
	Universidad media	4,57	9,40	ns.	5,42	7,07	ns.
	Universidad superior	6,98	10,05	***	5,03	8,38	***
HOMOGAMIA EDUCATIVA	Ego más de cuatro grados	7,17	9,43	**	7,25	7,84	**
	Ego entre dos y tres grados más	19,57	8,57	ns.	18,66	7,20	ns.
	Pareja homogama	73,26	8,32	**	74,09	6,84	***
HIJOS EN CASA	0	19,43	20,49	***	16,69	19,74	***
	1	33,68	8,53	ns.	30,44	8,48	***
	2	35,55	4,82	***	37,73	4,43	***
	3	8,81	5,48	***	11,25	4,76	***
	4	1,87	7,65	ns.	2,80	5,66	**
	5 o más	0,65	11,84	**	1,09	6,79	ns.
TENENCIA DE LA VIVIENDA	propiedad pagada	35,77	6,04	***	38,41	4,88	***
	propiedad hipoteca	29,44	7,51	***	28,44	6,07	***
	herencia	6,96	5,32	***	7,06	4,25	***
	facilitada trabajo	1,89	7,37	ns.	1,86	6,75	ns.
	facilitada familia	5,01	7,39	***	4,57	5,79	***
	alquiler sin muebles	15,43	13,62	***	14,55	11,33	***
	alquiler con muebles	3,07	23,11	***	2,75	19,55	***
	otra	2,43	7,57	ns.	2,35	6,54	ns.

*** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,10 ns. "no significativo"

Fuente: elaboración propia a partir de los censos de 1991 y 2001.

Tabla 2. Estructura y probabilidad de cohabitación en España, 2001, según sexo

CONSTANTE VARIABLES		HOMBRES %	Probabilidad cohabitar	sig	MUJERES %	Probabilidad cohabitar	sig
EDAD		100,00	21,07	***	100,00	19,06	***
	20	0,21	61,49	***	0,48	51,77	***
	21	0,32	50,97	***	0,72	47,11	***
	22	0,56	56,06	***	1,05	40,99	***
	23	0,78	45,29	***	1,47	36,68	***
	24	1,20	41,54	***	2,00	32,60	***
	25	1,81	36,53	***	2,71	30,16	***
	26	2,50	28,33	***	3,36	22,06	***
	27	3,21	21,68	ns.	4,12	19,54	ns.
	28	4,11	19,97	*	4,86	17,27	***
	29	5,06	17,55	***	5,59	15,99	***
	30	5,86	15,33	***	6,07	14,66	***
	31	6,50	14,50	***	6,46	13,86	***
	32	7,13	13,14	***	6,97	12,83	***
	33	7,68	11,21	***	7,37	11,81	***
	34	8,25	11,60	***	7,67	11,93	***
	35	8,50	10,22	***	7,52	11,90	***
	36	8,91	10,49	***	7,85	10,28	***
	37	9,39	8,96	***	8,16	9,69	***
	38	9,09	8,38	***	7,94	9,06	***
	39	8,93	8,12	***	7,64	7,85	***
DIFERENCIA EDAD CÓNYUGUES	más de 20 años menos	0,08	22,36	ns.	0,45	19,98	ns.
	entre 10 y 20 menos	0,56	31,88	***	4,77	14,11	***
	-9	0,27	25,71	*	1,79	11,86	***
	-8	0,33	27,43	***	2,48	12,65	***
	-7	0,49	25,65	**	3,47	11,11	***
	-6	0,69	24,15	*	4,88	9,67	***
	-5	1,12	22,16	ns.	7,05	9,55	***
	-4	1,67	20,09	ns.	9,63	8,87	***
	-3	2,74	15,47	***	12,29	8,64	***
	-2	4,61	14,33	***	14,19	9,07	***
	-1	8,37	12,28	***	13,82	9,97	***
	0	13,77	11,61	***	11,15	10,75	***
	1	15,82	12,31	***	6,36	12,64	***
	2	14,81	12,83	***	3,27	15,95	***
	3	11,65	13,69	***	1,79	18,12	ns.
	4	8,28	15,77	***	1,01	24,72	***
	5	5,44	18,56	***	0,65	27,32	***
	6	3,37	19,91	ns.	0,34	32,10	***
	7	2,17	23,83	***	0,23	34,77	***
	8	1,38	29,07	***	0,14	36,06	***
	9	0,93	29,01	***	0,10	40,63	***
	entre 10 y 14 años más	1,36	33,88	***	0,13	40,60	***
	15 o más años de diferencia	0,11	47,03	***	0,01	76,63	***

Tabla 2. Continuación

VARIABLES		HOMBRES %	Probabilidad cohabitar	sig	MUJERES %	Probabilidad cohabitar	sig
MODELO LABORAL	Ambos ocupados	46,92	19,86	***	45,36	15,98	***
	Ego ocupado	38,13	14,97	***	3,11	26,41	***
	El otro ocupado	7,51	27,47	***	45,51	13,59	***
	Ninguno ocupado	7,45	23,54	***	6,02	22,18	***
NIVEL INSTRUCCIÓN	Analfabeto	0,35	19,86	ns.	0,51	15,34	**
	Sin estudios	2,82	19,07	**	2,84	17,12	**
	Primaria incompleta	16,33	19,79	***	14,25	18,11	**
	Primaria completa	35,60	19,69	***	34,48	18,12	***
	FPI	8,01	21,19	ns.	7,76	19,39	ns.
	FPII	9,21	21,66	ns.	7,92	18,56	ns.
	Bachillerato	12,44	22,74	***	13,34	20,49	***
	Universidad media	6,39	22,88	***	9,53	21,67	***
	Universidad superior	9,20	23,14	***	9,88	23,69	***
HOMOGAMIA EDUCATIVA	Ego más de cuatro grados	7,88	23,15	***	7,93	19,91	**
	Ego entre dos y tres grados más	24,47	20,84	ns.	24,02	19,36	ns.
	Pareja homogama	67,65	19,36	***	68,04	17,95	***
HIJOS EN CASA	0	31,15	38,67	***	26,97	37,75	***
	1	32,64	18,43	***	31,11	18,23	ns.
	2	30,30	11,95	***	34,14	10,89	***
	3	4,90	16,68	***	6,30	14,58	***
	4	0,80	22,59	ns.	1,10	17,97	ns.
	5 o más	0,22	24,28	ns.	0,37	21,28	ns.
TENENCIA DE LA VIVIENDA	En propiedad por compra, pagada	23,38	18,61	***	26,30	16,32	***
	En propiedad, pagos pendientes	50,48	21,19	ns.	47,61	19,72	**
	En propiedad por herencia o donación	5,05	15,98	***	5,32	14,22	***
	En alquiler	12,58	38,14	***	12,42	34,16	***
	Cedida gratis o a bajo precio	3,90	17,56	***	3,78	16,57	***
	Otra forma	4,61	19,09	***	4,57	17,07	***

*** $p < 0,01$ ** $p < 0,05$ * $p < 0,10$ ns. "no significativo"

Fuente: Elaboración propia a partir de los censos de 1991 y 2001.